

收入增长和城市化对液态奶消费结构的影响*

翟世贤¹ 张彩萍² 白军飞^{1,3}

摘要：本文基于 2014 年中国 5 省 1450 户城乡调查数据，采用双尾截取 Tobit 模型考察了收入和城市化对巴氏奶和常温奶消费结构的影响。结果表明，尽管当前常温奶占中国市场的主导地位，但随着居民收入水平的持续提高和城市化的推进，巴氏奶的市场份额将显著上升。在不考虑不消费牛奶的家庭并假定其他条件不变时，收入增长与城市化导致的家庭巴氏奶消费占比将最高达 34.9%，远高于当前的 22.7%。考虑到收入与城市化对中国城乡居民牛奶消费总量也有显著正影响，这意味着，未来较长一段时期内，中国城乡居民对巴氏奶需求总量的增长速度会比巴氏奶消费占比的增长速度更快，这无疑将显著改变中国当前液态奶市场的基本格局。由于巴氏奶与常温奶对加工、储运、零售等环节的要求截然不同，需求端的这一结构性变化趋势必将直接影响中国奶业发展的路径选择、区域布局和贸易格局等。因此，本文结论对中国牛奶相关产业的供给侧改革有重要参考意义。

关键词：巴氏奶 常温奶 消费结构 收入 城市化

中图分类号：F32 **文献标识码：**A

一、引言

巴氏奶和常温奶是两种常见的液态奶。巴氏奶（pasteurized milk）又名鲜牛奶、冷藏奶或低温奶，是通过巴氏消毒法将生鲜乳在 72~85℃ 下高温杀菌 10~15 秒制成，在杀灭有害菌群的同时能保留一些微生物，保质期 2~7 天（Griffiths et al., 1988; Gunasekera et al., 2002）；常温奶又名高温灭菌奶（ultra-high-temperature processing milk, UHT milk）或纯牛奶，是将生鲜乳在 135~140℃

*本文研究得到北京市社会科学基金基础理论类重点项目“选择试验中属性不在场问题的理论研究：以北京居民对可追溯食品支付意愿为例”（编号：15JGA011）、国家自然科学基金项目“家属随迁和健康认知对农民工饮食消费与营养健康的影响研究”（编号：71673316）和教育部分人文社会科学研究规划基金项目“消费者对食品安全认证支付意愿的干预式选择研究”（编号：15YJA790080）的联合资助。本文的早期版本曾入选 2016 年“中国农林经济管理学术年会”、2016 年第 8 届 CAER-IFPRI 年会和 2017 年清华农村研究博士生论坛，收到与会专家学者很多建设性意见，同时中国农业大学郑志浩教授、陈祁晖副教授、朱晨副教授和赵启然讲师也为本文的修改提出了很多宝贵意见，在此一并致谢。本文作者同时感谢主持收集本文数据的中国农业大学方向明教授、赵霞教授、刘玉梅副教授、林海副教授、张越副教授及参与调研的广大同学们。

下进行 4~10 秒超高温瞬间灭菌制成，完全破坏生鲜乳中的微生物和芽孢（Rysstad and Kolstad, 2006），常温下保质期 6~8 个月。从生产端而言，巴氏奶和常温奶之间的这些技术差异有很大的现实意义。一方面，由于生产巴氏奶的原料奶从挤出到加工必须在 24 小时内完成，因此，巴氏奶乳企必须尽可能靠近奶源地。另一方面，巴氏奶从离开生产线到运输、销售、存储等各环节，都要求在 2~6℃环境中冷藏储存（Rysstad and Kolstad, 2006），运输半径有限。因此，巴氏奶加工也必须尽可能离最终消费市场较近，从而可以控制运输成本，降低产品变质的机率。这不仅有利于促进冷链系统的建设，也为区域型或城市型中小乳企带来较大发展空间。此外，两种牛奶的技术差异决定了本土乳企相对于境外乳企在国内巴氏奶市场上具有相对的竞争优势，对于国土面积较大的国家（如中国），甚至可能直接影响到其牛奶进出口格局。

显然，科学地预判中国未来巴氏奶和常温奶的市场格局将十分有助于当前奶业的供给侧改革。从一些市场研究报告和零星的学术研究看，2000 年之前，巴氏奶约占中国液态奶 70%~80% 的市场份额^①。之后，受供需矛盾、奶源分布和冷链物流等限制以及乳品包装技术的进步和以蒙牛、伊利为代表的流水线型工业化生产方式的客观影响，中国常温奶市场迅速发展，巴氏奶市场逐渐萎缩。到 2011 年，从销售量看，巴氏奶和常温奶的市场零售结构一度达到 1:9，几乎形成常温奶独占天下的格局（刘长全等，2013）。但 2013 年以来，尽管市场上仍以常温奶为主，巴氏奶销售额却保持每年超过 20% 的增幅快速发展^②，远远快于常温奶的增长速度；以巴氏奶为代表的区域型或城市型品牌乳业快速成长^③，液态奶市场格局似乎正在发生新的变化。但这是否意味着巴氏奶将卷土重来，重拾 2000 年前的市场主导地位呢？对这一问题的回答需要深入研究消费者的选择行为及其影响因素。

然而，从现有文献很难判断未来中国牛奶消费市场结构的变化。一方面，已有相关研究几乎清一色地把牛奶作为一个整体进行研究（如 Cheng et al., 2015; Bai et al., 2008; Dong, 2006; Fuller et al., 2006），鲜有关注其内部巴氏奶和常温奶之间消费结构的变化。另一方面，中国有限的几项关于两种牛奶消费格局的研究几乎都是对历史和现状的定性描述，且结论常常不一致。例如，师雯（2004）和久牧（2016）分别基于常温奶较长的销售半径及其在安全性、环保性、便捷性方面的优势，认为常温奶将一直保持在中国液态奶市场上的主导地位；而另外一些研究则基于巴氏奶的新鲜口感、营养以及健康等方面的优势，认为巴氏奶将在未来取代常温奶的主体地位，成为牛奶市场的主力（如王桂楨，2004；王丁棉，2007；聂迎利、冯艳秋，2012；毛文星、苏效良，2014）。国际上关于二者消费格局的研究对回答这一问题的借鉴意义也十分有限，这主要是由于中国消费者的饮食习惯和偏好与其他国家消费者存在明显差异。例如，一些研究表明，消费者对巴氏奶新鲜口感的偏好是巴氏奶占澳大利亚和英国市场主体地位的重要原因（Zadow, 1987; Anon, 1994; Perkins and

^①参见宇博智业，2013：《中国巴氏奶消费市场分析及预测报告》，<http://www.chinabgao.com/report/print574828.html>。

^②数据来源：<http://www.nielsen.com/cn/zh/solutions/measurement/retail-measurement.html>。

^③参见《中国乳业观察：巴氏奶快速发展倒逼乳企转型升级》，<http://m.news.cntv.cn/2015/01/17/ARTI1421476380661670.shtml>。

Deeth, 2001)；而 Liem et al. (2016) 的实验却发现，中国消费者并不偏好巴氏奶的新鲜口感，反而认为常温奶的口味优于巴氏奶。

巴氏奶对常温奶的市场格局在不同国家之间也存在巨大差异，因此，它们对预测中国未来液态奶市场格局的借鉴意义十分有限。在一些国家或地区，巴氏奶占液态奶市场的绝对主导地位，例如，巴氏奶在英国的市场份额为 87%~95% 之间，在澳大利亚、日本、韩国、加拿大、美国以及中国台湾地区的市场份额均超过 90% (Perkins and Deeth, 2001；王丁棉, 2007；毛文星、苏效良, 2014)；但在另外一些国家，例如法国、西班牙、德国和意大利等，常温奶却占主导地位 (Perkins and Deeth, 2001；Anon, 1994；Zadow, 1993)。对不同国家间的巨大差异有两种主流的解释：一种解释是气候因素。由于巴氏奶保质期短且要全程冷链配送，因此，寒冷地区更适合巴氏奶的发展^①。但这种说法显然无法解释为什么希腊、中国台湾地区、美国南部、澳大利亚等热带、亚热带地区的液态奶市场也以巴氏奶为主。另一种解释是路径依赖理论，即用于常温奶包装的利乐包（枕）使牛奶能在更远距离运输和更长时间保存，并促使一个国家或地区形成更有利于常温奶发展的政策、市场和技术等，进而抑制巴氏奶的发展 (Rysstad and Kolstad, 2006；胡定寰等, 2004；久牧, 2016)。尽管这些说法一定程度上解释了各国不同的市场格局，却完全忽略了需求端消费者偏好的影响。

本文基于大样本调查数据，试图从微观消费者选择行为这一角度入手，探索中国未来牛奶市场消费格局的变化及其影响因素，进而为行业供给侧改革的推进提供科学的决策依据。在可能影响液态奶市场未来格局的因素上，本文将重点关注收入和城市化两个方面。在绝大多数乳品消费研究中，收入都被发现是重要的影响因素 (Campo and Beghin, 2006；Dong, 2006；Uzunoz and Akcay, 2012；Ates and Ceylan, 2010；Fukase and Martin, 2016；王恩胡、李录堂, 2007；王胜雄, 2012)，但很少有研究考察不同收入群体在选择巴氏奶和常温奶上是否有显著不同。此外，城市化作为当前中国社会经济发展的结果和动力源，对居民饮食消费有深远影响 (Huang and David, 1993；黄季焜, 1999；蒋乃华等, 2002；陶建平等, 2004；胡冰川、周竹君, 2015)。这一方面可能是由于城市化带来的居民饮食消费习惯和文化的变迁，另一方面也可能是由于城市化使农村人口离发达市场更近，从而通过改变交易成本而影响食物消费结构。

本文的样本包括城市和农村家庭，同时数据中含有每个样本家庭离中心城区的距离信息。这不仅为考察城市化的影响提供了关键的数据基础，也使本文研究得以突破已有文献只关注城市的局限（例如 Fuller et al., 2007；Bai et al., 2008；胡定寰等, 2004；聂迎利, 2008），从而能更加全面地考察中国未来牛奶市场格局的变化，为推进相关政策的制定和产业发展提供切实可行的参考建议。

二、数据与模型

（一）数据

^①参见《中国乳业观察：巴氏奶快速发展倒逼乳企转型升级》，<http://m.news.cntv.cn/2015/01/17/ARTI1421476380661670.shtml>。

本文数据来源于2014年7~8月在中国辽宁、河北、湖北、四川、浙江5省开展的城乡家庭户牛奶消费实地调查。调查所采用的抽样方法如下：首先，为了保证样本具有一定的区域覆盖面，本文研究分别从东北、华北、中南、西南和华东地区各选取一个省份。其次，在各省内部，选择省会所在地区和随机抽取的另外一个省属地级市作为该省的两个样本区。第三，在每个样本区内，分城乡两部分分别抽样。其中，城市调查在样本区的中心城区完成，分别随机抽取1个超市、1个农贸市场和1个居民社区作为调查地点，随机调查进入调查点的18岁以上（含）消费者。农村调查采用多阶段随机抽样方法在样本区内逐层随机抽取样本县、样本乡镇、样本村和样本农户。原则上每个样本区随机抽取一个县，每个县随机抽取2个乡镇，每个乡镇随机抽取4个村，每个村随机抽取8~10户农户。实际调查中，受语言障碍、天气等客观因素的影响，各省样本区所辖的县和镇的抽取数量略有出入，但样本村和样本户的选择严格遵循了随机抽样原则。调查采用面对面问卷方式，共获得2525份有效问卷，包括1292个城市户和1233个农村户。除重要的牛奶消费信息外，也记录了样本家庭详细的个体和家庭的社会经济特征。

需要注意的是，总样本中有35%的家庭不消费牛奶，其中，城市9%，农村26%。由于本文主要目标是分析巴氏奶和常温奶的消费格局，分析时剔除了这部分零消费样本。另外，本文还剔除了部分信息不完整的样本，最终形成1450个有效样本用于本研究，其中，城市997户，农村453户。表1汇报了本文所用样本的基本统计特征。

表1 变量含义、赋值及描述性统计

变量名	变量含义和赋值	均值	标准差
城乡	城市家庭=1，农村家庭=0	0.69	0.46
离中心城市距离	农村家庭离城市中心的距离（单位：千米）；城市家庭的这一变量全部赋值为0	13.34	22.14
户主户籍的性质		2.88	1.30
农村居民农业户口	农村家庭且户主是农业户口=1，其他=0（参照组）	0.30	0.46
农村居民非农业户口	农村家庭且户主是非农业户口=1，其他=0	0.01	0.10
城市居民农业户口	城市家庭且户主是农业户口=1，其他=0	0.20	0.40
城市居民非农业户口	城市家庭且户主是非农业户口=1，其他=0	0.49	0.50
人均年可支配收入	2014年家庭人均年可支配收入（千元）	28.20	24.29
家庭人口构成			
14岁以下儿童人数	家庭中14岁及以下的儿童人数	0.50	0.65
15~30岁人数	家庭中15~30岁的人数	0.87	0.81
31~59岁人数	家庭中31~59岁的人数	1.68	0.89
60岁以上老人人数	家庭中60岁及以上的老人人数	0.53	0.82
女性比例	家庭消费牛奶的人群中女性的比重（取值范围：0~1）	0.54	0.34
平均教育程度	由家庭消费牛奶的人群中各学历层次年限乘以其所占消费牛奶的人口比重加总而得（单位：年），其中设	9.88	4.01

收入增长和城市化对液态奶消费结构的影响

调查发生的省份	定文盲或尚未就读为 0 年、小学为 6 年、初中为 9 年、高中或职专为 12 年、大专及以上文化程度为 16 年		
辽宁	调查发生在辽宁省=1, 调查发生在其他省=0 (参照组)	0.20	0.40
河北	调查发生在河北省=1, 调查发生在其他省=0	0.20	0.40
湖北	调查发生在湖北省=1, 调查发生在其他省=0	0.13	0.34
四川	调查发生在四川省=1, 调查发生在其他省=0	0.23	0.42
浙江	调查发生在浙江省=1, 调查发生在其他省=0	0.24	0.43

表 2 报告了样本家庭人均可支配收入和《中国统计年鉴 2014》的数据。结果显示, 除湖北和四川两省外, 城市样本收入与官方数据接近, 这可能是由于湖北和四川的省会城市与其各自的省内其他城市的经济发展水平的差距较大导致的。但农村样本中, 除河北省外, 样本收入均显著高于官方数据。这可能最少有三方面原因: ①不消费牛奶的农村家庭的收入普遍较消费牛奶的家庭低, 因此, 从样本中剔除大量零消费的家庭会显著提高剩余样本的平均收入。由于相同原因剔除的城市样本较少, 因此, 剔除零消费家庭对城市平均收入的影响也远低于对农村的影响。②省会所在地区可能客观上存在农村收入远高于省内其他地区的现象, 而这种差异比省会城市与非省会城市之间的差异更大。③农村样本户在回答有关收入的问题时很容易低估甚至完全忽略投入成本, 导致收入的高估。

表 2 样本家庭人均可支配收入与官方数据对照

省份	农村		城市	
	样本	《中国统计年鉴 2014》	样本	《中国统计年鉴 2014》
辽宁	20482	11191	30410	29082
河北	12595	10186	26848	24141
湖北	14185	10849	29054	24852
四川	15559	8803	29305	24381
浙江	27931	19373	42959	40393

资料来源: 国家统计局 (编), 2014: 《中国统计年鉴 2014》, 北京: 中国统计出版社。表中其他数据来源于 2014 年 7~8 月辽宁、河北、湖北、四川、浙江五省调查。

(二) 巴氏奶消费统计描述

本文的调查数据显示, 在所有消费牛奶的样本家庭中, 常温奶平均占比为 77.3%, 巴氏奶仅占 22.7% (见表 3)。过半数 (57.6%) 的家庭完全消费常温奶, 而完全消费巴氏奶的家庭仅占 9.5%。分省份看, 浙江省家庭巴氏奶消费比例最高 (35.5%), 四川最低 (14.8%)。分城乡看, 巴氏奶在城市家庭牛奶消费中占比较高, 平均为 26.9%, 而农村仅为 13.4%, 这种城乡之间的显著差异几乎存在于除辽宁之外的所有样本省份。

表 3	样本家庭巴氏奶消费平均占比		单位: %
省份	城市	农村	合计
辽宁	21.9	20.3	21.3
河北	20.0	13.2	18.2
湖北	24.4	10.5	21.2
四川	20.3	6.9	14.8
浙江	41.8	16.5	35.5
合计	26.9	13.4	22.7

(三) 模型设定

本部分以家庭牛奶消费中巴氏奶消费占比作为被解释变量建立模型，以实证分析影响消费者对巴氏奶和常温奶的选择行为的因素。为了克服被解释变量的截取问题，本文采用双尾截取 Tobit 模型 (Tobin, 1958)。本文中，被解释变量取值范围为 0~100%，且在样本中出现了 57.6%的家庭巴氏奶消费占比为 0，9.5%的家庭巴氏奶消费占比为 100%，形成了典型的两端截取，即在两个端点上，被解释变量存在较大比例样本为极限观测值。此时，用最小二乘法估计模型不能得到一致的估计结果 (Wooldridge, 2003)。双尾截取 Tobit 模型通过纠正截取变量带来的偏差，不仅能将处于两端的样本全部纳入模型估计中，从而充分利用样本信息，而且能在一个模型中同时考察各变量对参与决策和消费水平的影响，并获得一致的估计结果 (Amemiya, 1984; Castronova and Hagstrom, 2004)。该模型在液态奶消费领域的实证研究中十分常见 (例如 Cornick et al., 1994; Fuller et al., 2006, 2007; Bai et al., 2008)。双尾截取 Tobit 模型简述如下：

假定 y_i 表示可观测的第 i 个家庭的巴氏奶消费占比，那么， y_i 可设定为：

$$y_i = \begin{cases} 100, & y_i^* \geq 100 \\ y_i^* = \mathbf{x}_i\beta + \varepsilon_i, & 0 < y_i^* < 100 \\ 0, & y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中， y_i^* 是不可观测的潜变量， \mathbf{x}_i 为一组解释变量，误差项 ε_i 服从独立同分布假设，即 $\varepsilon_i \sim iid N(0, \sigma^2)$ 。在这些假定条件下，该模型的似然函数表达为：

$$L(\beta, \sigma | y_i, \mathbf{x}_i) = \prod_{(i: y_i=0)} F\left(\frac{-\mathbf{x}_i\beta}{\sigma}\right) \prod_{(i: 0 < y_i < 100)} \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{y_i - \mathbf{x}_i\beta}{\sigma}\right) \prod_{(i: y_i=100)} \left[1 - F\left(\frac{100 - \mathbf{x}_i\beta}{\sigma}\right)\right] \quad (2)$$

(2) 式中， F 和 f 分别是标准正态分布的分布函数和密度函数。用 Φ_{1i} 和 Φ_{2i} 分别表示 $F\left(\frac{-\mathbf{x}_i\beta}{\sigma}\right)$ 和 $F\left(\frac{100 - \mathbf{x}_i\beta}{\sigma}\right)$ ，相应定义 ϕ_{1i} 和 ϕ_{2i} 为密度函数，则对数似然函数是：

$$\ln L(\beta, \sigma | y_i, \mathbf{x}_i) = \sum_{(i: y_i=0)} \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{\mathbf{x}_i \beta}{\sigma} \right) \right] + \sum_{(i: 0 < y_i < 100)} \left[-\frac{1}{2} \left(\ln(2\pi) + \ln \sigma^2 + \frac{(y_i - \mathbf{x}_i \beta)^2}{\sigma^2} \right) \right] \quad (3)$$

$$+ \sum_{(i: y_i=100)} \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{100 - \mathbf{x}_i \beta}{\sigma} \right) \right]$$

(3) 式的三个部分分别对应于极限观测值 0 的概率、非极限观测值的概率以及极限观测值 100 的概率。参数 β 和 σ 可以通过最大化方程 (3) 式获得一致的估计 (Amemiya, 1984)。

在解释变量 \mathbf{x}_i 中, 收入与城市化是本文的关键变量。收入增长常常会导致食物消费结构的显著变化 (郑志浩等, 2016)。同时, 收入增长对液态奶消费有显著正影响 (Fuller et al., 2004), 并可能存在非线性影响 (Bai et al., 2008)。那么, 收入增长对巴氏奶和常温奶的消费选择是否也有影响? 是否也存在非线性关系? 从理论上讲, 由于市场上巴氏奶的平均价格显著高于常温奶 (王丁棉, 2007), 人们有理由相信巴氏奶在某些方面 (如营养价值和新鲜度) 优于常温奶, 巴氏奶可能相对于常温奶有更高的需求收入弹性, 因此, 当收入增加时巴氏奶的需求可能会高于常温奶。但从另一方面而言, 收入的提高也常常伴随着时间机会成本的上升, 这会使得保质期更长的常温奶获得比较优势。这两种力量使得收入对牛奶消费结构的影响成为一个实证问题。为此, 本文在模型中引入收入的二次项, 以实证检验收入是否对牛奶消费结构存在显著的非线性影响。

为考察城市化的影响, 本文采用三种变量设定方法, 相应构成回归 (1) ~ (3)。回归 (1) 中, 引入城乡虚拟变量, 抽样地点在农村则赋值为 0, 城市为 1。这相当于用城乡居民选择牛奶的差异来衡量城市化的影响。这种做法基于一个严格的假设, 即当一个人从农村进入城市后, 除所面对的市场条件、职业结构等随之即刻变化外, 个人的消费习惯、意识等也会即刻转变为城市模式。然而, 现实中, 农村居民进入城市后, 其饮食消费意识、习惯和方式都会有一个渐进的融入过程。此方法并不能刻画这种渐进的城市化过程。因此, 回归 (2) 中用样本点离中心城市的距离来度量城市化的影响。本文的假定是, 离城市中心越近, 居民消费行为受到城市的影响越大^①。由于所有的城市样本均来自中心城区, 因此, 城市样本的这一变量全部赋值为 0。回归 (3) 中引入户主的户籍性质虚拟变量, 分别是农村居民农业户口^②、农村居民非农业户口、城市居民农业户口以及城市居民非农业户

^①考虑到相当比例的被调查人无法准确说出所在地到样本城市中心的距离, 本文采用的办法是, 分别以各省省会城市和另一个随机抽取的地级市的城区为中心, 在百度地图上获取市中心到每个样本村的最短行车距离。考虑到百度地图会根据实时交通状况建议不同的行车路线, 本文分早 7~9 点、9~11 点和晚 7~9 点三个时段查询, 并将三次查询的平均距离作为变量取值。

^②为避免完全的多重共线性, 将此虚拟变量作为基线, 与其他户籍状态进行比较。户籍变量在本文研究的 1450 个样本中有 12 个缺失值, 表 2 中除表示户籍性质的变量是 1438 个样本的描述性统计结果外, 其余变量都是 1450 个样本的描述性统计结果。

口^①。用户籍性质能够分离出从农村进入城市的家庭和始终在城市的家庭的消费习惯、意识等的影响，使城市化的研究更细致和深入。

另外，收入对消费者在巴氏奶和常温奶之间的偏好和选择行为的影响是否在城乡间存在差异？如图 1 所示，收入和巴氏奶消费占比之间的关系似乎在城乡间并不一致。对农村家庭，收入与巴氏奶消费占比似乎存在线性正相关关系；但对城市家庭，收入效应却呈现明显的“倒 U 型”关系，且在收入增长前期（城市家庭人均年可支配收入低于 6 万元时），收入的正效应明显高于农村，而在后期，城市家庭巴氏奶消费占比出现明显下降。为了检验收入效应是否在城乡间不一致，本文采用两种办法：一是在回归（1）的基础上，加入收入与城乡虚拟变量的交叉项（回归（4））；二是把回归（1）分城乡样本单独估计，相应构成回归（5）（城市）和回归（6）（农村）^②。

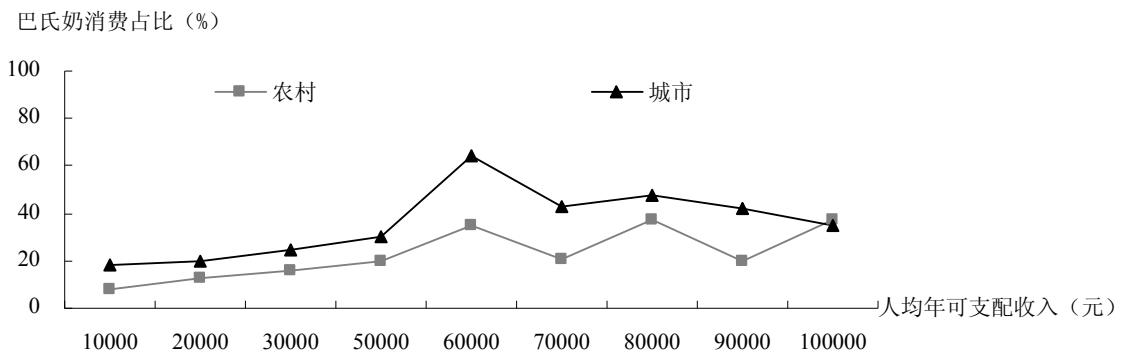


图 1 样本家庭人均年可支配收入与巴氏奶消费占比

此外，参照以往文献，本文在所有回归中加入一组控制变量：家庭人口年龄结构（14 岁以下儿童人数、15~30 岁人数、31~59 岁人数、60 岁以上老人人数）、家庭消费牛奶人群的性别构成、平均受教育年限和一组省份虚拟变量。

三、实证结果

（一）实证结果分析

表 4 汇报了回归（1）~（6）的估计结果。似然比检验结果显示，每一个回归都可以拒绝设定无效假设，拟合较好。

回归结果表明，城市化对牛奶消费结构有显著影响，表现为巴氏奶在牛奶消费中的占比随城市化发展显著上升，相应地常温奶占比则显著下降。这一结果在用城乡虚拟变量刻画城市化的回归（1）与回归（4）、用离中心城市距离刻画城市化的回归（2）和用户籍性质刻画城市化的回归（3）之间一致，表现为，城市家庭的巴氏奶消费占比显著高于农村家庭（回归（1）和（4）），离中心城市的

^①本文也使用了农业户口、非农业户口的二值虚拟变量，回归结果与回归（1）相似，受篇幅限制没有汇报其结果。

^②本文也在回归（2）和（3）的基础上做了相同的尝试，估计结果一致，受篇幅限制没有汇报其结果。

距离越近,巴氏奶在家庭牛奶消费中的占比越高(回归(2)),农业和非农业户口的城市家庭中巴氏奶消费占比显著高于农村,并且非农业户口的城市家庭中巴氏奶消费占比高于农业户口的城市家庭(回归(3))。由于本文在回归中已经控制了收入水平,这一结果意味着,除收入之外,城市化过程中发生的其他因素的改变也会显著改变居民牛奶消费结构,并向着更有利于巴氏奶的方向发展。这些因素主要包括:①城市化带来的市场便利化水平的提升,使得交易成本(包括频繁购买的成本和储藏成本)相对高的巴氏奶消费成为可能;②消费意识的城市化,即农村居民在进入城市后会主动或被被动地调整自己的消费行为,使之逐渐趋近于所在城市的方式和结构。这一结果与黄季焜(1999)、Liu et al.(2015)等关于城市化对食物消费影响的结论一致。考虑到中国当前仍有近半数的人口为农村居民,且城市化正在以每年约1个百分点的速度快速推进,这一结果意味着,在接下来的20~30年间^①,城市化发展将有可能显著改变当前中国牛奶市场以常温奶为主导的格局。

估计结果也表明,收入增长对巴氏奶的消费占比具有递减式正影响。这一结果在回归(1)~(4)之间十分一致,表现为收入的一次项和二次项均在99%的置信水平上显著。这意味着,随着收入的增长,中国城乡居民家庭牛奶消费中巴氏奶的占比将显著增加,并在达到一定水平后逐渐趋平,甚至之后出现下降。一个可能的原因是,收入提高常常伴随着时间机会成本的大幅度上升,使得需要频繁购买的巴氏奶逐渐失去相较于常温奶的比较优势。但从二次项的回归系数来看,收入递减效应的经济显著性并不高^②。以回归(4)为例,收入二次项一个标准差的增加仅会引起巴氏奶占比约1/5个标准差的下降。这意味着,收入增长导致巴氏奶消费占比是以一个缓慢的速度逼近最高极值点,之后可能会以缓慢的速度下降。这一结果也可以通过计算极值点出现的时点看出来。以回归(4)估计结果为基础,本文计算出最高极值点对应的人均年收入为9.8万元,几乎相当于调查年(2014年)中国城镇居民人均年可支配收入(28844元)的3倍,农村(10489元)的9倍。由此可见,未来很长时间内,随着收入的不断增加,巴氏奶在中国家庭牛奶消费中的占比将持续上升,相应地,常温奶的占比将持续下降。

那么,收入增长对牛奶消费结构的影响是否在城乡间存在差异呢?从回归(4)中收入与城乡变量的交叉项的回归结果来看,答案是否定的,即收入效应并没有在城乡之间存在显著差异。这与图1中直观看到的结果似乎并不一致。一种可能是,图1中观察到的收入效应的城乡差异可能在统计检验上并不显著,或者是在控制了其他变量之后不再显著;另一种可能是,收入效应本来存在显著的城乡差异,但引入交叉项的方法使得这种差异被城市家庭中收入效应的“倒U型”(图1)所掩盖。为了检验这种可能,本文把回归(1)分开城乡进行估计。结果显示,收入对城市家庭的巴氏奶消费占比仍存在显著的递减式正效应(回归(5)),而对于农村家庭则表现为显著的线性正效应,并没有出现显著的作用递减(回归(6))。显然,这一结果与图1所显示的更加一致,进而证明简单引入交

^①按照国际经验,当城市化水平达到70%以上时,城市化速度会显著降低,甚至停滞。

^②经济显著性是在统计显著的前提下进行的,测量方法为解释变量的一个标准差和回归系数的乘积与被解释变量标准差的比值,这一指标衡了解释变量对于被解释变量变化的解释能力(叶康涛等,2015;张成思、党超,2016)。

叉项的办法很可能会掩盖收入效应在城乡之间的差异。

表 4 双尾截取 Tobit 模型估计结果

	回归 (1)	回归 (2)	回归 (3)	回归 (4)	回归 (5)	回归 (6)
城乡	39.12*** (6.86)	—	—	40.49*** (9.96)	—	—
离中心城市距离	—	-0.89*** (0.15)	—	—	—	—
农村居民非农业户口	—	—	18.38 (25.64)	—	—	—
城市居民农业户口	—	—	34.36*** (8.25)	—	—	—
城市居民非农业户口	—	—	41.58*** (7.37)	—	—	—
人均年可支配收入	1.34*** (0.28)	1.32*** (0.28)	1.33*** (0.28)	1.37*** (0.34)	1.02*** (0.27)	3.10* (1.74)
人均年可支配收入平方	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01 (0.02)
人均年可支配收入×城乡	—	—	—	-0.06 (0.32)	—	—
14 岁以下儿童人数	8.79* (4.80)	8.75* (4.80)	8.47* (4.85)	8.83* (4.81)	2.74 (5.20)	25.05 (17.40)
15~30 岁人数	1.98 (3.40)	1.31 (3.38)	2.60 (3.47)	1.96 (3.40)	-1.03 (3.53)	12.30 (13.05)
31~59 岁人数	0.13 (3.08)	-0.61 (3.05)	0.09 (3.10)	0.07 (3.10)	-1.46 (2.98)	14.17 (14.29)
60 岁以上老人人数	2.49 (3.67)	1.43 (3.63)	2.41 (3.71)	2.45 (3.68)	-2.88 (3.82)	27.68** (13.83)
女性比例	13.26* (7.54)	13.50* (7.54)	13.57* (7.59)	13.24* (7.54)	4.96 (7.39)	78.90** (33.50)
平均教育程度	1.48* (0.80)	1.52* (0.79)	1.36* (0.82)	1.48* (0.80)	1.65** (0.78)	1.05 (3.44)
河北	-10.42 (8.13)	-12.96 (8.18)	-10.85 (8.17)	-10.38 (8.13)	-2.43 (7.95)	-32.91 (35.38)
湖北	-4.34 (9.05)	-5.66 (9.10)	-6.18 (9.15)	-4.31 (9.05)	9.46 (8.71)	-102.37** (47.41)
四川	-17.19** (8.14)	-21.10** (8.21)	-17.51** (8.18)	-17.15** (8.15)	0.33 (8.30)	-96.96*** (32.66)
浙江	21.95***	17.93**	21.98***	21.96***	36.03***	-42.79

收入增长和城市化对液态奶消费结构的影响

	(7.70)	(7.75)	(7.76)	(7.70)	(7.65)	(33.32)
截距项	-100.84*** (15.60)	-57.56*** (15.05)	-99.97*** (15.75)	-101.61*** (16.12)	-47.51*** (15.09)	-263.59*** (65.79)
观测值	1450	1450	1438	1450	997	453
Log likelihood	-3391	-3388	-3365	-3391	-2812	-532
LR χ^2	182.60	187.41	180.77	182.64	92.81	30.79
Prob> χ^2	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.03

注：括号中数字为标准误；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

(二) 边际效应、弹性和预测

基于模型估计结果, 本文还可以进一步得到各解释变量对巴氏奶消费占比的边际效应和弹性(弹性只针对连续自变量)。基于(1)式, y_i 的条件期望(即巴氏奶占比不为 0 或不为 100%的条件下 y_i 的期望)和无条件期望分别表达为:

$$E[y_i | 0 < y_i^* < 100] = \mathbf{x}_i \beta + \sigma \frac{\phi_{1i} - \phi_{2i}}{\Phi_{2i} - \Phi_{1i}} \quad (4)$$

$$E[y_i | \mathbf{x}_i] = \mathbf{x}_i \beta (\Phi_{2i} - \Phi_{1i}) + \sigma (\phi_{1i} - \phi_{2i}) + 100 \times (1 - \Phi_{2i}) \quad (5)$$

(4)、(5) 两式分别对某一自变量 x_i 求导, 对应得到条件和无条件边际效应分别为:

$$\frac{\partial E[y_i | 0 < y_i^* < 100]}{\partial x_i} = \beta_i \left[1 - \frac{\left(\frac{-\mathbf{x}_i \beta}{\sigma} \right) \phi_{1i} - \left(\frac{100 - \mathbf{x}_i \beta}{\sigma} \right) \phi_{2i}}{\Phi_{1i} - \Phi_{2i}} - \left(\frac{\phi_{1i} - \phi_{2i}}{\Phi_{1i} - \Phi_{2i}} \right)^2 \right] \quad (6)$$

$$\frac{\partial E[y_i | \mathbf{x}_i]}{\partial x_i} = \beta_i (\Phi_{2i} - \Phi_{1i}) \quad (7)$$

参照 McDonald and Moffitt (1980), 无条件边际效应可以进一步分解为:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[y_i | \mathbf{x}_i]}{\partial x_i} &= \Pr[0 < y_i^* < 100] \times \frac{\partial E[y_i | 0 < y_i^* < 100]}{\partial x_i} + E[y_i | 0 < y_i^* < 100] \times \\ &\frac{\partial \Pr[0 < y_i^* < 100]}{\partial x_i} + 100 \times \frac{\partial \Pr[y_i^* \geq 100]}{\partial x_i} \end{aligned} \quad (8)$$

(8) 式中, $\frac{\partial \Pr[0 < y_i^* < 100]}{\partial x_i} = \beta_i \frac{(\phi_{1i} - \phi_{2i})}{\sigma}$ 和 $\frac{\partial \Pr[y_i^* \geq 100]}{\partial x_i} = \beta_i \frac{\phi_{2i}}{\sigma}$ 分别为观测值落

入 (0,100) 和 [100, +∞], 两部分的概率的边际效应。对应的无条件弹性和有条件弹性分别为:

$$\xi_{uncond} = \frac{\partial E[y_i | \mathbf{x}_i]}{\partial x_i} \frac{x_i}{E[y_i | \mathbf{x}_i]} \quad (9)$$

$$\xi_{cond} = \frac{\partial E[y_i | 0 < y_i^* < 100]}{\partial x_i} \frac{x_i}{E[y_i | 0 < y_i^* < 100]} \quad (10)$$

观测值落入 (0,100) 和 [100, +∞] 两部分概率的弹性分别为:

$$\xi_{pp(0,100)} = \frac{\partial \Pr[0 < y_i^* < 100]}{\partial x_i} \frac{x_i}{\Pr[0 < y_i^* < 100]} \quad (11)$$

$$\xi_{pp[100,+\infty)} = \frac{\partial \Pr[y_i^* \geq 100]}{\partial x_i} \frac{x_i}{\Pr[y_i^* \geq 100]} \quad (12)$$

因此, x_i 的变化对因变量的无条件边际效应可以分解为三部分, 具体到本文研究中, 可以理解为: 对混合消费巴氏奶和常温奶的家庭中巴氏奶占比的边际影响 (有条件边际效应)、对开始消费巴氏奶的概率的影响 (跨越下截取点)、对完全退出常温奶消费的概率的影响 (跨越上截取点)。

表 5 汇报了基于回归 (4) 估计结果计算的城市化的边际效应和收入的弹性。城乡虚拟变量的无条件边际效应意味着, 其他条件不变时, 城市家庭比农村家庭的巴氏奶占比平均高 13.8%, 其中既包括有条件边际效应 4.6%, 也包括城市家庭比农村家庭跨越下截取点和上截取点的概率分别高 12 和 7 个百分点所导致的城市家庭比农村家庭潜在巴氏奶占比增加幅度更大。收入的无条件弹性意味着, 收入每增加 1%, 家庭巴氏奶消费占比平均增加 0.41%, 其中既包括有条件弹性 0.07%, 也包括跨越下截取点和上截取点的概率分别增加 0.23 和 0.62 个百分点所导致的潜在巴氏奶占比的增加。

表 5 基于回归 (4) 估计结果的边际效应和弹性

	$E[y]$	$E[y_i 0 < y_i^* < 100]$	$\Pr[0 < y_i^* < 100]$	$\Pr[y_i^* \geq 100]$
城乡边际效应	13.76 (2.42)	4.61 (0.84)	0.12 (0.02)	0.07 ^a
收入弹性	0.41 (0.08)	0.07 (0.01)	0.23 (0.04)	0.62 ^b

注: 括号中的数字是通过观测信息矩阵 (observed information matrix, OIM) 法估计得到的边际效应或弹性的标准误。

a 跨越上截取点的城乡边际效应是通过城乡无条件边际效应的分解公式求得; b 跨越上截取点的收入弹性是首先通过无条件边际效应的分解公式求出跨越上截取点的收入的边际效应后, 再根据弹性公式求得。

本文还基于回归 (4) 的估计结果进行了预测。为预测收入增长和城市化对巴氏奶消费占比的共同作用结果, 本文假设在当前的样本平均收入水平 (2.8 万元) 下, 按照人均年可支配收入年均增长速度 8% 计算, 则至少需要 17 年 (即到 2031 年) 才能达到最高极值点处的收入水平 (9.8 万元)。

此时，根据联合国开发计划署^①以及国务院发展研究中心和世界银行联合课题组（2014）的预测，中国城市化水平将接近 70%。若同时设定人均年可支配收入为 9.8 万元以及城市化率为 70%，其他变量均取样本平均值，则 2031 年巴氏奶消费比例的预测值将高达 34.9%，远高于当前 22.7% 的样本省份平均占比。

收入与城市化对巴氏奶消费占比的正效应是否一定意味着巴氏奶的总需求会显著上升呢？对这一问题的回答需要同时考察收入与城市化对牛奶消费总量的影响。基于本文研究所用数据，笔者也采用统计和计量模型方法对这一问题进行了仔细的分析。但由于分析牛奶消费量并非本文重心，同时受篇幅限制，此处不再汇报相关结果，只简单借用一个结果，即收入和城市化均被发现会显著增加城乡家庭的牛奶消费量。结合本文的核心结论，这意味着，随着收入增长和城市化的发展，中国居民对巴氏奶需求总量的增长速度会比巴氏奶消费占比的增长速度更快。具体地，当人均年收入达到 9.8 万元时（预测巴氏奶消费比例最高极值点），若只考虑当前消费牛奶的家庭，人均巴氏奶消费量将高达 39.2 克/天，是当前样本人均巴氏奶消费量（19.8 克/天）的 2 倍。

四、结论

本文利用中国 5 省 1450 户城乡家庭户食物消费调查数据，采用双尾截取 Tobit 模型考察了收入和城市化对巴氏奶和常温奶消费结构的影响，并对其未来趋势进行了预测。结果表明，尽管当前常温奶仍占据中国市场的主导地位，但随着居民收入水平的持续提高和城市化的推进，巴氏奶的市场份额将显著上升。本文预测，2031 年巴氏奶消费占比将高达 34.9%，远高于当前的 22.7%。同时，考虑到收入增长与城市化也对中国城乡居民牛奶消费总量有显著正影响，这意味着，未来较长一段时期内，中国城乡居民对巴氏奶的需求总量将会以比巴氏奶消费占比增速更快的速度增长，这无疑将显著改变中国当前液态奶消费市场上常温奶占绝对主导地位的格局。

由于巴氏奶与常温奶对加工、储运、零售等环节的要求截然不同，需求端的这一结构性变化趋势必将将对牛奶相关产业的供给侧改革具有许多重要参考意义。其中，最值得关注的有以下两点：

第一，由于巴氏奶加工企业要尽可能靠近奶源地和最终消费市场，因此，巴氏奶需求的上升将有利于区域型中小乳企和较小规模奶牛养殖的发展，同时将很可能显著削弱巨型（或大型）奶牛养殖场在巴氏奶市场上的竞争力。自 2008 年三聚氰胺奶粉事件以来，中国的奶业养殖规模在各种利益的共同驱动下迅速发展，各地纷纷涌现出数千头甚至上万头的牧场。然而，大型牧场的新建与发展也带来了一系列有争议的问题，如粪便排放所带来的区域生态环境问题、防疫风险问题、挤压小规模家庭养殖户的生存空间问题等（李胜利，2008；王丁棉，2013；刘亚男，2016）。适度规模问题因此成了涉乳企业与相关政策决策者不得不思考的一个供给侧改革问题。在这方面，本文的结论显然可以提供重要的决策依据。

第二，国内巴氏奶需求量的大幅上升将显著削弱进口液态奶在中国牛奶市场上的比较优势，从

^①参见联合国开发计划署，2013：《2013 中国人类发展报告》，http://www.gov.cn/jrzq/2013-08/28/content_2475379.htm。

而客观上有利于提升中国奶业在国内市场上的竞争力。这显然为国内奶业在未来较长时期内的平稳健康发展提供了良好契机。

参考文献

1. 国务院发展研究中心和世界银行联合课题组, 2014: 《中国: 推进高效、包容、可持续的城镇化》, 《管理世界》第4期。
2. 胡冰川、周竹君, 2015: 《城镇化背景下食品消费的演进路径: 中国经验》, 《中国农村观察》第6期。
3. 胡定寰、Fuller, F.、Reardon, T., 2004: 《超市的迅速发展对中国奶业的影响》, 《中国农村经济》第7期。
4. 黄季焜, 1999: 《社会发展、城市化和食物消费》, 《中国社会科学》第4期。
5. 蒋乃华、辛贤、尹坚, 2002: 《我国城乡居民畜产品消费的影响因素分析》, 《中国农村经济》第12期。
6. 久牧, 2016: 《解码中国乳业升级, 常温奶主导地位无可替代》, 《中国食品药品监管》第4期。
7. 李胜利, 2008: 《我国奶牛养殖模式及发展情况》, 《中国畜牧杂志》第14期。
8. 刘长全、姚梅、刘玉满, 2013: 《从液态奶零售企业数据看我国奶业近年来发展态势》, 《中国奶牛》第8期。
9. 刘亚男, 2016: 《2016年奶业发展趋势浅谈》, 《北方牧业》第3期。
10. 毛文星、苏效良, 2014: 《让“巴氏鲜奶”成市场主流》, 《中国草食动物科学》第5期。
11. 聂迎利, 2008: 《中国城镇居民奶类消费特点及影响因素研究》, 《农业经济问题》第S1期。
12. 聂迎利、冯艳秋, 2012: 《发展巴氏奶引领消费潮流》, 《中国乳业》第9期。
13. 师雯, 2004: 《UHT乳带动中国液体奶工业发展》, 《中外食品》第7期。
14. 陶建平、熊刚初、徐晔, 2004: 《我国水果消费水平与城市化的相关性分析》, 《中国农村经济》第6期。
15. 王丁棉, 2007: 《中国未来牛奶消费主流是巴氏奶》, 《中国乳业》第10期。
16. 王丁棉, 2013: 《牧场建设与奶源质量安全的探讨》, 《中国乳业》第6期。
17. 王恩胡、李录堂, 2007: 《中国食品消费结构的演进与农业发展战略》, 《中国农村观察》第2期。
18. 王桂楨, 2004: 《常温奶和保鲜奶谁的市场潜力大》, 《中国乳业》第12期。
19. 王胜雄, 2012: 《促进我国乳业发展转型问题研究》, 《农业经济问题》第8期。
20. 叶康涛、曹丰、王化成, 2015: 《内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗?》, 《金融研究》第2期。
21. 张成思、党超, 2016: 《谁的通胀预期影响了货币政策》, 《金融研究》第10期。
22. 郑志浩、高颖、赵殷钰, 2016: 《收入增长对城镇居民食物消费模式的影响》, 《经济学(季刊)》第1期。
23. Amemiya, T., 1984, “Tobit Models: A Survey”, *Journal of Econometrics*, 24(1): 3-61.
24. Anon, 1994, “UHT Tastes Good but Fails to Win Favour”, *Dairy Industries International*, 59(11): 6.
25. Ates, H. C., and M. Ceylan, 2010, “Effects of Socio-economic Factors on the Consumption of Milk, Yoghurt, and Cheese”, *British Food Journal*, 112(3): 234-250.
26. Bai, J., T. Wahl, and J. McCluskey, 2008, “Fluid Milk Consumption in Urban Qingdao, China”, *Australian Journal of Agricultural & Resource Economics*, 52(2): 133-147.
27. Campo, I. S., and J. C. Beghin, 2006, “Dairy Food Consumption, Supply, and Policy in Japan”, *Food Policy*, 31(3):

228-237.

28.Castronova, E., and P. Hagstrom, 2004, "The Demand for Credit Cards: Evidence from the Survey of Consumer Finances", *Economic Inquiry*, 42(42): 304-318.

29.Cheng, L., C. Yin, and H. Chien, 2015, "Demand for Milk Quantity and Safety in Urban China: Evidence from Beijing and Harbin", *Australian Journal of Agricultural & Resource Economics*, 59(2): 275-287.

30.Cornick, J., T. L. Cox, and B. W. Gould, 1994, "Fluid Milk Purchases: A Multivariate Tobit Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 76(1): 74-82.

31.Dong, F., 2006, "The Outlook for Asian Dairy Markets: The Role of Demographics, Income, and Prices", *Food Policy*, 31(3): 260-271.

32.Fukase, E., and W. Martin, 2016, "Who Will Feed China in the 21st Century? Income Growth and Food Demand and Supply in China", *Journal of Agricultural Economics*, 67(1): 3-23.

33.Fuller, F. H., J. C. Beghin, and S. Rozelle, 2004, "Urban Demand for Dairy Products in China: Evidence from New Survey Data", Food & Agricultural Policy Research Institute Publications Working Paper 04-WP 380, <http://www.card.iastate.edu/products/publications/pdf/04wp380.pdf>.

34.Fuller, F. H., J. Huang, H. Ma, and S. Rozelle, 2006, "Got Milk? The Rapid Rise of China's Dairy Sector and Its Future Prospects", *Food Policy*, 31(3): 201-215.

35.Fuller, F. H., J. C. Beghin, and S. Rozelle, 2007, "Consumption of Dairy Products in Urban China: Results from Beijing, Shanghai and Guangzhou", *Australian Journal of Agricultural & Resource Economics*, 51(4): 459-474.

36.Griffiths, M. W., J. D. Phillips, I. G. West, and D. D. Muir, 1988, "The Effect of Extended Low-temperature Storage of Raw Milk on the Quality of Pasteurized and UHT milk", *Food Microbiology*, 5(2): 75-87.

37.Gunasekera, T. S., A. Sørensen, P. V. Attfield, S. J. Sørensen, and D. A. Veal, 2002, "Inducible Gene Expression by Nonculturable Bacteria in Milk after Pasteurization". *Applied & Environmental Microbiology*, 68(4): 1988-1993.

38.Huang, J., and C. C. David, 1993, "Demand for Cereal Grains in Asia: The Effect of Urbanization", *Agricultural Economics*, 8(2): 107-124.

39.Liem, D. G., D. P. Bolhuis, X. Hu, and R. S. J. Keast, 2016, "Short Communication: Influence of Labeling on Australian and Chinese Consumers' Liking of Milk with Short (Pasteurized) and Long (UHT) Shelf Life", *Journal of Dairy Science*, 99(3):1747-1754.

40.Liu, H., T. Wahl, and J. McCluskey, J. Bai, 2015, "Household Composition, Income, and Food-away-from-home Expenditure in Urban China", *Food Policy*, 51 (C):97-103.

41.McDonald, J. F., and R. A. Moffitt, 1980, "The Uses of Tobit Analysis", *Review of Economics & Statistics*, 62(2): 318-321.

42.Perkins, M. and H. C. Deeth, 2001, "A Survey of Australian Consumers' Attitudes towards UHT Milk", *Australian Journal of Dairy Technology*, 56(1): 28-34.

43.Rysstad, G., and J. Kolstad, 2006, "Extended Shelf Life Milk—Advances in Technology", *International Journal of*

Dairy Technology, 59(2): 85-96.

44. Tobin, J., 1958, "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables", *Econometrica*, 26(1): 24-36.

45. Uzunoç, M., and Y. Akçay, 2012, "A Case Study of Probit Model Analysis of Factors Affecting Consumption of Packed and Unpacked Milk in Turkey", *Economics Research International*, 2012(2): 1-8.

46. Wooldridge, J. M., 2003, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Princeton, N. J.: Princeton University Press.

47. Zadow, J. G., 1987, "Recent Developments in UHT Processing and Products", *Australian Journal of Dairy Technology*, 42(3-4): 79-82.

48. Zadow, J.G., 1993, "Development of UHT Processing in Australia", *Food Australia*, 45(6): 274-277.

(作者单位: ¹ 中国农业大学经济管理学院;

² 中央财经大学经济学院;

³ 中国农业大学食品安全政策与战略研究中心)

(责任编辑: 午言)

The Impact of Income Growth and Urbanization on Fluid Milk Consumption Structure in China

Zhai Shixian Zhang Caiping Bai Junfei

Abstract: By using a Tobit model and the 2014 survey data collected from 1450 urban and rural households from five provinces in China, this article estimates the impact of income growth and urbanization on the consumption structure of pasteurized milk and ultra-high-temperature treated (UHT) milk. The results show that, despite the fact that UHT milk still plays a predominant role in the fluid milk market in China, income growth and urbanization are significantly and positively influencing milk consumption and the share of pasteurized milk, suggesting a proportionally higher growth for pasteurized milk relative to UHT milk in the future. Without considering families with zero milk consumption, income growth and urbanization are expected to lead the share of pasteurized milk up to 34.9%, far above the current level of 22.7%. As the required processing and logistic infrastructure and conditions differ between pasteurized milk and UHT milk, these trends of fluid milk consumption structure would directly affect the production model, regional allocation and trade patterns of China's dairy industry development. The findings have important policy implications for the ongoing supply-side reform of the dairy sector.

Key Words: Pasteurized Milk; UHT Milk; Consumption Structure; Income; Urbanization